

### III 回帰分析とその統計的性質

母集団 :  $Y_i = \alpha + \beta X_i + \varepsilon_i$  – 無作為抽出 → 標本( $n=100$ ) :  $Y_i = a + bX_i + e_i$  ( $e_i$ :最小2乗残差)

$Y_i$ :成績,  $X_i$ :勉強時間,  $\varepsilon_i$ :誤差 何通りもの標本抽出が可能、( $a, b$ )は確率分布する

$$b = \sum w_i Y_i = \beta + \sum w_i \varepsilon_i, w_i = \frac{X_i - \bar{X}}{\sum (X_i - \bar{X})^2} \quad (\sum w_i = 0, \sum w_i (X_i - \bar{X}) = \sum w_i X_i = 1)$$

$$a = (\alpha + \beta \bar{X} + \bar{\varepsilon}) - b \bar{X} = \alpha - (b - \beta) \bar{X} + \bar{\varepsilon} = \alpha + \sum \left( \frac{1}{n} - w_i \bar{X} \right) \varepsilon_i$$

#### 0. 期待値、分散演算子の計算公式

(1) 期待値  $E(X) = \sum X_i f(X_i)$  or  $E(X) = \int X f(X) dX$

$$E(bX) = bE(X), E(a+X) = a+E(X), E(a+bX) = a+bE(X)$$

(2) 分散  $V(X) = E\{(X - E(X))^2\} = \sum (X_i - E(X_i))^2 f(X_i)$  or  $E(X) = \int (X - E(X))^2 f(X) dX$

$$V(bX) = b^2 V(X), V(a+X) = V(X), V(a+bX) = b^2 V(X)$$

(3) 共分散  $Cov(X, Y) = E\{(X - E(X))(Y - E(Y))\}$

$$Cov(X, X) = V(X), Cov(X, Y) = Cov(Y, X), Cov(a+X, Y) = Cov(X, Y), Cov(bX, Y) = bCov(X, Y)$$

#### 1. 誤差項 $\varepsilon$ 、説明変数 $X$ の標準的仮定 (p-25-27)

(U1)  $\varepsilon_i$  の期待値はゼロ:  $E(\varepsilon_i) = 0$

(U2)  $\varepsilon_i$  の分散均一性:  $Var(\varepsilon_i) = E\{(\varepsilon_i - E(\varepsilon_i))^2\} = E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2$ ,  $\sigma$ : 標準誤差 (standard error)

(U3)  $\varepsilon_i$  は互いに無相関:  $Cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = E\{(\varepsilon_i - E(\varepsilon_i))(\varepsilon_j - E(\varepsilon_j))\} = E(\varepsilon_i \varepsilon_j) = 0$

(U4)  $\varepsilon_i$  正規分布に従う (中心極限定理): U1-4 をまとめると  $\varepsilon_i \sim NID(0, \sigma^2)$

(X1)  $X_i$  と  $\varepsilon$  の無相関 (X の外生性) :  $Cov(X_i, \varepsilon_i) = 0, E(X_i \varepsilon_i) = X_i E(\varepsilon_i) = 0$

#### 2. 最小2乗推定量 $a, b$ の性質

最小2乗推定量は BLUE (Best Linear Unbiased Estimator, 最良線形不偏推定量) である

##### 2.1 不偏性 (unbiasedness) p-28, 275

$$E(b) = \beta + \sum w_i E(\varepsilon_i) = \beta, E(a) = \alpha \leftarrow (U1), (X1)$$

##### 2.2 有効性<sup>1</sup> (最小分散性、効率性: efficiency) p-31, 275

$$\sigma_b^2 = E(b - E(b))^2 = \sum w_i^2 E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2 \sum w_i^2 = \sigma^2 / \left( \sum (X_i - \bar{X})^2 \right) \leftarrow (U1), (U2), (U3), (X1)$$

$$\sigma_a^2 = E(a - E(a))^2 = E[(b - \beta)^2 \bar{X}^2 - (b - \beta) \bar{X} \bar{\varepsilon} + \bar{\varepsilon}^2] = \sigma^2 \left[ \frac{\bar{X}^2}{\sum (X_i - \bar{X})^2} + \frac{1}{n} \right] = \frac{\sigma^2 \sum X_i^2}{n \sum (X_i - \bar{X})^2}$$

・任意の線形推定量  $C = c_0 + \sum c_i Y_i$  が不偏性  $E(C) = c_0 + \sum c_i (\alpha + \beta X_i) = \beta$  を満たすには、  $c_0 = 0, \sum c_i = 0, \sum c_i X_i = 1$  である必要がある → 任意の線形不偏推定量は

$$C = \sum c_i Y_i, \sum c_i = 0, \sum c_i X_i = \sum c_i x_i = 1$$

・ $C$  の分散  $Var(C) = \sigma^2 \sum c_i^2$  を最小にする  $c_i$  は  $L = \sum c_i^2 - \lambda_1 \sum c_i - \lambda_2 (\sum c_i x_i - 1)$  より  $\partial L / \partial c_i = 2c_i - \lambda_1 - \lambda_2 x_i = 0, \sum c_i = 0, \sum c_i x_i = 1$  より求まる。最初の条件  $c_i = (\lambda_1 + \lambda_2 x_i) / 2$  を第2、3条件に代入すると  $n \lambda_1 + \lambda_2 \sum x_i = 0 \rightarrow \lambda_1 = 0, \lambda_1 \sum x_i + \lambda_2 \sum x_i^2 = 2 \rightarrow \lambda_2 = 2 / (\sum x_i^2)$  となり、このとき  $c_i = x_i / \sum x_i^2 = w_i$

##### 2.3 Gauss-Markov Theorem p-31

古典的回帰モデル (U-1), (U-2), (U-3), (X-1) が成り立つ) では最小2乗推定量は BLUE となる

##### 2.4 $\varepsilon \sim NID(0, \sigma^2)$ のときの最小2乗推定量 $a, b$ の分布 p-30

$$a \sim N(\alpha, \sigma_a^2), b \sim N(\beta, \sigma_b^2) \text{ だから, } Z = (b - \beta) / \sigma_b \sim N(0, 1) \quad \sigma_b = \sigma / \sqrt{\sum (X_i - \bar{X})^2}$$

このとき  $\sigma^2$  の不偏推定量  $s^2 = \sum e_i^2 / (n - k)$  で代用した  $s_b = s / \sqrt{\sum (X_i - \bar{X})^2}$  で標準化すると

<sup>1</sup> 不偏推定量の中で最も分散が小さい推定量を有効推定量 (efficient estimator) という

$t = (b - \beta)/s_b$  は自由度  $n-k$  の  $t$  分布に従う ( $k$  はパラメタの数)。

### 3. 仮説検定 p-33

#### 3.1 両側検定：リカードの等価定理の検証

- ①仮説の設定 :  $C_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_2 B_t + \varepsilon_t$  において  $H_0: \beta_2 = 0$   $H_1: \beta_2 \neq 0$   
 ②帰無仮説の受容域 :  $H_0$  が正しいとしたら  $b_2 \sim N(0, \sigma_b)$  だが  $t = (b_2 - 0)/s_b = b_2/s_b \sim t(n-3)$  となるので  $1 - \alpha$  の確率で統計量  $t$  は  $Pr(-t_{\alpha/2} < t = \frac{b - \beta_0}{s_b} < t_{\alpha/2}) = 1 - \alpha$  の範囲内に入る。

③仮説検定の実施 : 計算された  $t$  がこの受容域に入っている (いない) とき、帰無仮説は有意水準  $\alpha$  で採択 (棄却) される、という。

※帰無仮説  $H_0: \beta = 0$  の検定統計量  $t = b/s_b$  を「 $t$  値 (t-ratio)」とよぶ。  $t$  値が絶対値で 2 よりも大きいとき当該変数は統計的に有意だと考える (2 t ルール)。

#### 3.2 片側検定：パンは必需財か否かの検定

- ①仮説の設定 :  $\ln Q_t = \beta_0 + \beta_1 \ln P_t + \beta_2 \ln M_t + \beta_3 Z_t + \varepsilon_t$  において  $H_0: \beta_2 = 1$   $H_1: \beta_2 < 1$   
 ②帰無仮説の受容域 :  $H_0$  が正しいとしたら  $b_2 \sim N(0, \sigma_b)$  だが  $t = (b_2 - 1)/s_b \sim t(n-4)$  となるので  $1 - \alpha$  の確率で統計量  $t$  は  $Pr(-t_{\alpha} < t = \frac{b - 1}{s_b}) = 1 - \alpha$  の範囲内に入る。

③仮説検定の実施 : 計算された  $t$  がこの採択域に入っている (いない) とき、帰無仮説は有意水準  $\alpha$  で採択 (棄却) される。

$t = (0.612 - 1)/0.149 = -2.607 > t_{5\%}(23-4) = -1.729$  より帰無仮説が棄却されるので、「パンは必需財である」といえる。

#### Excel の分析ツール(回帰分析)の結果 (1980-2002 年)

回帰統計		係数	標準誤差	t	P-値	下限	95% 上限	95%
重相関 R	0.926	切片	3.970	1.552	2.558	0.019	0.722	7.218
重決定 R2	0.858	X 値 1	-1.009	0.135	-7.472	0.000	-1.292	-0.727
補正 R2	0.836	X 値 2	0.612	0.149	4.120	0.001	0.301	0.924
標準誤差	0.016	X 値 3	-0.461	0.310	-1.487	0.153	-1.109	0.188
観測数	23							

重決定 R2 : 決定係数 R<sup>2</sup>, 補正 R2 : 自由度修正済み決定係数  $\bar{R}^2$ 、重相関 R :  $\sqrt{R^2}$

標準誤差 :  $s = \sqrt{\sum e_i^2 / (n - k)}$ , p 値 :  $H_0: \beta = 0$  のもとで  $t$  が生じる確率  $1 - pr(-t < b/s_b < t)$

$\beta$  の区間推定 :  $Pr(b - t_{5\%/2} \cdot s_b < \beta < b + t_{5\%/2} \cdot s_b) = 0.95$

### 4. 予測 p-38

#### 4.1 条件付予測

点予測値  $\hat{Y}_t = a + bX_t$ , 予測誤差  $e_t = Y_t - \hat{Y}_t = (\alpha - a) + (\beta - b)X_t + \varepsilon_t$

#### 4.2 最良線形不偏予測量(Best Linear Unbiased Predictor)

$E(e_t) = 0$ ,  $E(\hat{Y}_t) = E(a) + E(b)X_t = \alpha + \beta X_t = E(Y_t)$  不偏予測量

$$\begin{aligned} \text{Var}(e_t) &= E\{(\alpha - a) + (\beta - b)X_t\}^2 + E(\varepsilon_t^2) = E(a - \alpha)^2 + X_t^2 E(b - \beta)^2 + 2X_t E\{(\alpha - a)(b - \beta)\} + E(\varepsilon_t^2) \\ &= \sigma^2 [1/n + (X_t - \bar{X})^2 / \{\sum (X_i - \bar{X})^2\}] = \sigma^2 / n + \sigma^2 b (X_t - \bar{X})^2 \end{aligned}$$

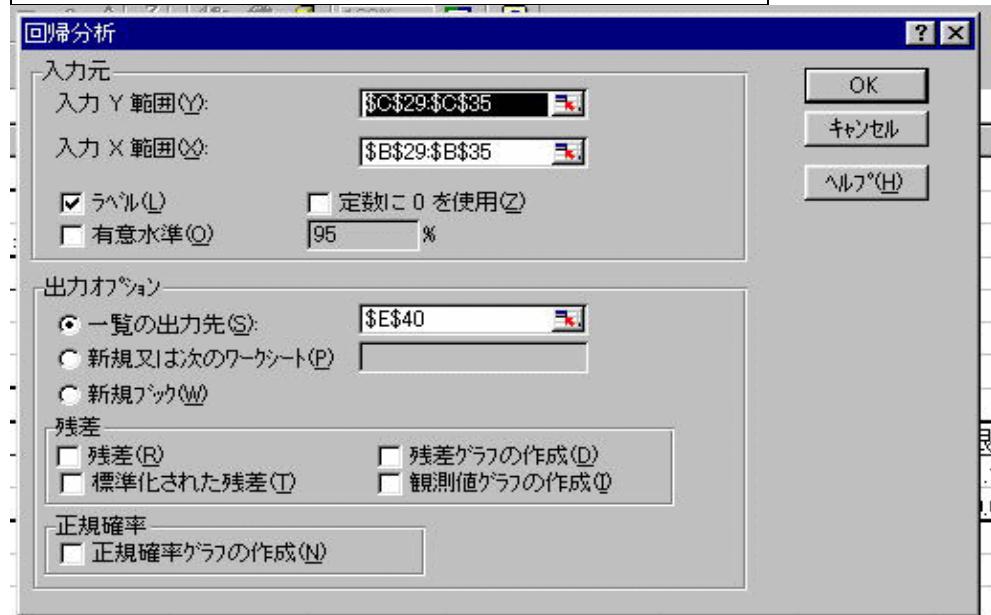
$$\text{Var}(\hat{Y}_t) = \sigma^2 [1 + 1/n + (X_t - \bar{X})^2 / \{\sum (X_i - \bar{X})^2\}] = \sigma^2 (1 + 1/n) + \sigma^2 b (X_t - \bar{X})^2$$

## 補足1 エクセルで回帰分析を行うには

1 ツール→分析ツール→回帰分析を選択します。

分析ツールが表示されない場合はツール→アドインで分析ツールをチェックしましょう

2 回帰分析ツールに入ると、下のような窓が表示される。



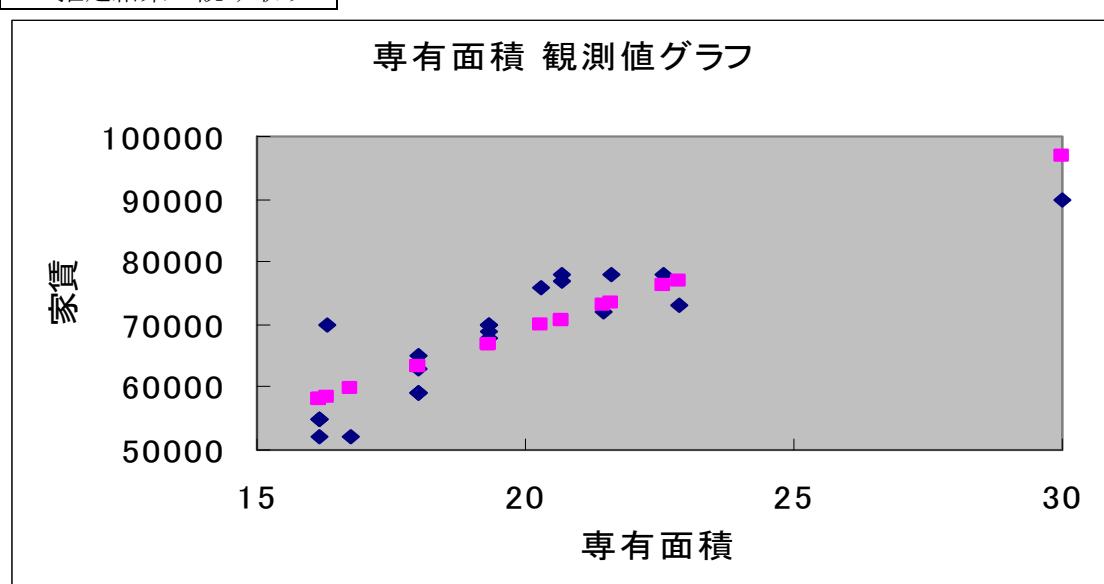
### 入力元

- ①入力Y範囲を指定：マウスで範囲指定します
- ②入力X範囲を指定：マウスで範囲指定します。複数の説明変数なら B29:D35 のように
- ③変数名を入力範囲に加えてラベルにチェックをいれます。

### 出力オプション

- ①出力先：「新規又は次のワークシート」にしましょう。
- ②残差(R)、残差グラフ、観測値グラフにチェックを入れます。

3 推定結果の読み取り



概要		分散分析表					
回帰統計		自由度		変動	分散	分散比	有意 F
重相関 R	0.867103	回帰		1	1.7E+09	1.7E+09	63.6321 8.62E-08
重決定 R2	0.751867	残差		21	5.61E+08	26701760	
補正 R2	0.740051	合計		22	2.26E+09		
標準誤差	5167.375						
観測数	23						

	係数	標準誤差	t	P-値	下限 95%	上限 95%
切片	12773.03	6893.564	1.852892	0.078004	-1562.92	27108.98
専有面積	2807.363	351.9333	7.976973	8.62E-08	2075.477	3539.248

## (1)回帰統計 (モデルの説明力をチェック)

重決定 R2 : 決定係数  $R^2$ , 補正 R2 : 自由度修正済み決定係数  $\bar{R}^2$  ( $R^2 > \bar{R}^2$ )重相関 R :  $\sqrt{R^2}$ 標準誤差 :  $s = \sqrt{\sum e_i^2 / (n - k)}$  残差  $\varepsilon_i$  の母標準偏差  $\sigma$  の不偏推定量

## (2)分散分析表 (データ変動の要因分解) テキスト p-79

TSS(合計変動,  $\sum (Y_t - \bar{Y})^2$ ) = ESS(回帰変動,  $\sum (\hat{Y}_t - \bar{Y})^2$ ) + RSS(残差変動,  $\sum e_t^2$ )分散比 =  $\{ESS/(k-1)\}/\{RSS/(n-k)\} \rightarrow H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0$  の検定

有意 F : 分散比が 0 となる確率

## (3)回帰係数表 (説明変数の影響力のチェック)

係数 :  $\beta$  の最小 2 乗推定量  $b$ 回帰係数の標準誤差 :  $s_b = \sqrt{s^2 / \sum (X_i - \bar{X})^2}$ t 値 :  $t = \frac{b}{s_b}$  絶対値が 2 より大きいと有意 (正確には t 分布表あるいは p 値を見る)p 値 :  $H_0: \beta = 0$  のもとで t が生じる確率  $1 - pr(-t < b/s_b < t)$ 下限/上限 95% :  $\beta$  の区間推定、 $Pr(b - t_{2.5\%} \cdot s_b < \beta < b + t_{2.5\%} \cdot s_b) = 0.95$